

Kovács Ilona

A fogyasztói árindex torzító tényezői

Zárójelentés

Kutatásunk célja többértű:

A nemzetközi irodalom alapján részletesen elemeztük a fogyasztói árindex-számítás körül elvileg fellépő torzító tényezőket és magának a torzításnak lehetséges következményeit. Kísérletet tettünk a magyar fogyasztói árindex helyettesítési hatásból származó torzításának kimutatására. Következtetéseinket, eredményeinket széleskörűen publikáltuk a Statisztikai Szemlében, Közgazdasági Szemlében, Műhelytanulmányokban, Discussion paper-ekben, konferenciát rendeztünk, előadásokat tartottunk hazai és külföldi konferenciákon egyaránt. Külföldi utunk során felvettük a kapcsolatot az angol és a cseh statisztikai hivatalokkal, ahol, hasonló jellegű kutatásokat végeztek, és eredményeinket összehasonlítottuk.

Kutatásunkat a Boskin bizottság jelentése motiválta. A hazai irodalomban a Ferenczi - Valkovszky -Vincze (2000) tanulmányon s néhány, a Statisztikai Szemlében megjelent külföldi szakirodalmi ismertetésen (Éltető, 2001) kívül nem találkoztunk olyan anyagokkal, amelyek a fogyasztói árindex torzító tényezőinek számszerűsítésével foglalkoztak volna.

Az amerikai Szenátus Pénzügyi Bizottsága 1995-ben kinevezett egy mindkét pártot reprezentáló, vezető közgazdászokból álló 5-tagú tanácsadó testületet, az ún. Boskin bizottságot, azzal a megbízással, hogy elemezzék a Bureau of Labor Statistics által közzétett fogyasztói árindex mérési hibáit, torzításait. A bizottság tagjai, Michael J. Boskin (a bizottság elnöke), Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches és Dale W. Jorgenson, megbízatásuk teljesítése után arra a következtetésre jutottak, hogy az 1990-es évek eleje és közepe közötti időszakot vizsgálva az átlagosan évi 3 százalékos mért inflációs ráta mintegy évi 1,1 százalékponttal felülbecsüli a megélhetési költségek változását. (Lásd Boskin et al.1998) A jelentés olymértékben figyelemfelkeltő volt, hogy ennek nyomán rendkívül széleskörű kutatás bontakozott ki a fogyasztói árindex mérési problémái területén. A legfontosabb publikációk közül néhány: Brent R. Moulton (1996), Abraham-Greelees-Moulton (1998), Dale W. Jorgenson (1995), W. Erwin Diewert (1998), Peter Hill (1997). 1997-ben az európai statisztikusok Genfben megrendezett konferenciáját a fogyasztói árindexnek szentelték. (Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Geneva, November 24-27, 1997). 1999-ben az amerikai National Bureau of Economic Research két munkatársa Ernst Berndt és Zvi Griliches árstatisztikusokat hívott meg egy konferenciára, s az itt elhangzott eléggé eklektikus véleményeket a Monthly Labor Review 2000. szeptemberi számában jelentették meg.

A Boskin-bizottság munkájához hasonlóan nagyon szerteágazóan és alapos mélységben vizsgáltuk a fogyasztói árindex számításának magyar gyakorlatát.

A torzítások forrásai

A fogyasztói árindex hagyományos, Laspeyres típusú mérésében tapasztalható torzítások és azok forrásai öt csoportban foglalhatók össze:

a termékek egymás közötti helyettesítéséből, az üzletek közötti helyettesítésből, a termékek és szolgáltatások minőségjavulásából, az új jószágok megjelenéséből fakadó torzítások, valamint az elemi indexek számítása során fellépő hibaforrások.

A közgazdászok körében már régóta ismert, hogy ha a bázisidőszakot képviselő fogyasztói kosár költségét összevetjük ugyanazon kosár tárgyidőszaki költségével, akkor áremelkedés esetén a **hagyományos, Laspeyres árindex** túlbecsüli a megélhetési költségek változását. Mivel a Laspeyres árindex **mind a tárgyi, mind a bázisidőszakban rögzített bázisidőszaki kiadási hányadokkal operál, mint súlyokkal, holott a tárgyidőszakban éppen a relatív árak eltérő mértékű változása következtében módosul a kiadási szerkezet, ezt a módosult kiadási szerkezetet a Laspeyres index definíciójánál fogva nem tudja figyelembe venni, tehát** eleve kizárja a fogyasztói magatartás helyettesítő hatásának figyelembevételét.

A Paasche index éppen ellenkező irányú torzítást vinne az indexbe, vagyis alulbecsüli a megélhetési költségek változását. Ezért javasolják sokan az **ideális megélhetési költségindex, true cost of living index (COLI) használatát.**

A Laspeyres típusú fogyasztói árindex definíciójának az a feltételezése, hogy a fogyasztóknak a javak közötti, illetve üzletek közötti helyettesítése nulla. közgazdasági abszurdum, hiszen a helyettesítés a keresletelmélet egyik sarokköve. Általános feltételezés a szakirodalomban: ha magas a relatív árindexek szórása, a racionális fogyasztói magatartás szerint fellép a helyettesítés, aminek hatását a Laspeyres típusú fogyasztói árindex nem tudja tükrözni. Erősen megkérdőjelezhető tehát, hogy a fogyasztói árindex megélhetési költségindex! A helyettesítési hatás elvi, logikai és empirikus úton is igazolható, s nem véletlen, hogy a szakirodalom évtizedek óta foglalkozik a kérdéssel, a Laspeyres típusú indexet nagyobbban tekinti, mint a Paasche indexet. (Aizcorbe-Johnson, 1993; Podpiera, 2002; Filer-Hanousek, 2000).

Történtek próbálkozások hedonikus függvények alkalmazásával a minőségjavulás mérésére (lásd Fisher and Shell, 1971; Deaton and Muellbauer, 1980; Shapiro and Wilcox, 1996; Greenlees, 1997), mi magunk is végeztünk hasonló számításokat.

A torzítások lehetséges következményei

Fontos, hogy mind a gazdaságpolitikusok, politikusok, szakemberek tisztán lássák a fogyasztói árindex esetleges felfelé való torzításának, mérési hibáinak következményeit, implikációit. Ezek a következmények, noha a dolog illusztrálására leginkább az Egyesült Államok példáit láthattuk, általános, egyetemleges érvényűek, de vannak olyan következmények, amelyek az átmeneti gazdaságokban erőteljesebben mutatkozhatnak meg, országonként is eltérő mértékben.

Ha a fogyasztói árindex felfelé torzítja a megélhetési költségek változását, vagyis valójában kisebb, mint amit a mérés mutat, akkor következésképpen a fogyasztói árindexszel deflált makro-mutatók nagyobbak a mért értékeknél. Függetlenül a fogyasztói árindex torzításától, az inflációnak akkor is hozama vagy vesztesége van, ha az infláció eltér a tervezettől. Ha a valóságos infláció a tervezett inflációt meghaladja, tehát a kormányzat alultervezte az inflációt, akkor a költségvetés inflációs nyereséget zsebel be, ha az infláció a tervezett alatt marad, akkor ez a nyereség elesik. Ha a fogyasztói árindex felfelé torzít, akkor ez az inflációs nyereség még nagyobb, anélkül, hogy erről bárki is tudna.

A fogyasztói árindex felfelé való torzításának drámai hatása lehet a költségvetési egyenlegre, valamint a munkáltatók költségeire is. A termelékenység mérésében ugyancsak fontos szerepe van az árváltozások pontos mérésének. A Boskin bizottság

arra is rámutat, hogy az Egyesült Államokban, a nyolcvanas évtizedben kimutatott lassuló termelékenység-növekedés jelentős részben valószínűleg az időszakban felülbecsült inflációs rátának tulajdonítható.

Az indexszámítás elméleti problémáin túlmenően a hiánygazdaságból a piacgazdaságba való átmenet jelentős változásokat hozott a választékbővülésben, a minőségjavulásban, a hiány felszámolásában, a különböző termékek és szolgáltatások relatív árának változásában. Elvileg, tulajdonképpen az átmeneti országok gazdasága lenne az az ideális környezet, ahol a fogyasztói árindex mérési problémái jól megragadhatók lennének, mert a torzítás lehetséges okai sokkal nagyobb mértékben és léptékben fordultak elő többek között Magyarországon is, mint a jól fejlett kapitalista országokban.

Az árindexszámítás módszertanáról

A fogyasztói árindexszámítás 1992 és 1999 között alkalmazott metodikájára vonatkozó információkat az 1992-ben megjelent KSH kiadványokból vettük, (KSH, 1992). 1999-től az európai harmonizációs követelményeknek és törekvéseknek megfelelően változtattak némileg a metodikán: a korábbiakban 1600, illetve 1400 *reprezentáns* szerepelt a fogyasztói kosárban, 1999-től 1100, s bekerült a kosárba néhány biztosítással, pénzügyi szolgáltatással kapcsolatos tétel is. Elemzéseinket ezek a változtatások nem érintik.

A magyar fogyasztói árindex rögzített felíró helyeken megfigyelt *reprezentánsok* egyedi árindexeinek bázis súlyozású átlaga, Laspeyres típusú árindex. A fogyasztói árindex kiszámítása több lépcsős aggregációs tevékenység. Az első fázisban a megfigyelt heterogén árakból a legalacsonyabb, elemi szinten minden reprezentánusra vonatkozóan egyetlen átlagárát, illetve árindexet számít a hivatal. A reprezentánsok kiszámított egyedi árindexét használják fel az árindexszámítás későbbi fázisában. „Valamennyi reprezentánsnak van súlya, amely súlyoknak az összege a globális 100 %. Ilyenképpen az árindexszámítás a reprezentánstól a részletes és összegző csoportokon keresztül a globális indexig hézagmentes, áttekinthető folyamat, és a reprezentánsokból nem csak a fogyasztási szerkezet szerinti, hanem bármilyen tetszőleges csoportosítású árindex felépíthető” (KSH,1992). A reprezentánsok súlyainak kialakítása szakértői becsléssel történik, magasabb aggregációs szinteken a súlyok alapjául az 1992 és 2000 között érvényben lévő módszertan szerint a háztartásstatisztika adatai szolgálnak, összhangba hozva azokat a nemzetgazdasági elszámolások rendszerében mért makroszintű vásárolt fogyasztási adatokkal.

A súlyok minden évben a két évvel korábbi fogyasztási szerkezetnek felelnek meg, mert az adott évre, de még a tárgyévét megelőző évre sem állnak rendelkezésre háztartásstatisztikából származó kiadási részarányok. Ezért mondjuk azt, hogy a fogyasztói árindex Laspeyres típusú, vagy Laspeyres módon számított árindex.

A reprezentánsok súlyainak képzésének fázisában nagy szerepet játszik a szakértői becslés. A reprezentánsok súlyváltása évenként történik, ezeket a súlyokat minden évben átdolgozzák, (KSH, 1992). A reprezentánsok Laspeyres típusú egyedi árindexeinek felhasználásával további árindexeket számítanak a 160-as csoportra, majd még magasabb aggregációs szinten 34 alcsoportra, és végül 7 fő kiadáscsoportra.

Számításaink és következtetések

Rendelkezésünkre állt a KSH-tól kapott 1992 és 2002 közötti adatbázis, amely 160 vásárolt termék és szolgáltatáscsoport egyedi, Laspeyres módon számított árindexeit és a csoportokhoz tartozó súlyokat tartalmazta. Ezekből az egyedi árindexekből további

aggregációval 34 alcsoportra és végül 7 főcsoportra vonatkozóan kiszámított egyedi Laspeyres árindexek és súlyok szintén rendelkezésünkre álltak.

Számításaink arra irányultak, hogy a hazai fogyasztói árindexben megjelennek-e a fentiekben vázolt torzító tényezők. Mennyiben térnek el a Laspeyres indexek a tárgyi időszaki súlyozású Paasche indexektől.

Elemzésünk legalacsonyabb aggregációs szintje a kétjegyű kóddal ellátott kiadáscsoportok, ahol a rendelkezésünkre álló legalacsonyabb aggregációs szintű 160 csoport mindegyike besorolódik egy fölötte lévő kétjegyű csoportba. Ezen az aggregációs szinten összehasonlítottuk a kiszámított Paasche és Laspeyres indexeket.

Számításaink alapján megállapíthattuk, hogy **a magasabb aggregációs szinteken (7 kiadáscsoport) lényegében eltűnik a helyettesítési hatás, nincs eltérés a Laspeyres és a Paasche árindex között.**

Vitatható módszertani kérdések, aggályok megfogalmazása

Az árindexszámítás alapjául szolgáló 160 termék- és szolgáltatáscsoportból mintegy háromnegyed részének a súlya, tendenciózusan 3-évenkénti állandóságot mutat. 1991-ben, 1994-ben és 1998-ban majd minden tételnek változott a súlya, miközben a közbeeső években mintegy a háromnegyed részüké változatlan maradt. Ez a körülmény természetesen indokolja, hogy a Laspeyres módon számított index lényegében azonos a Paasche indexszel, mert ha nem változnak a tárgyévra a kiadási hányadok, nincs miért eltérnie a két indexnek.

Noha az árstatisztika metodikai leírása szerint a súlyok a háztartásstatisztikai felvételekből származnak, ennek ellentmond az, hogy ezek nem egyeznek meg a tényleges háztartásstatisztikai kiadások évenkénti részarányaival. A két súlyrendszer közötti éles különbség magyarázatát az 1992-ben kiadott, az akkor megújított fogyasztói árstatisztika metodikáját leíró kiadványban találtam, (KSH, 1992). A kiadvány megállapítja, hogy a „háztartásstatisztika adatai további munkálatok nélkül nem fejezik ki a fogyasztás egészét és valóságos szerkezetét. Egyrészt azért nem, mert a háztartásstatisztika bizonyos rétegeket nem tényleges arányuknak megfelelően képvisel, másrészt azért nem, mert az adatok elfelejtés és letagadás miatt hiányosak”. A háztartásstatisztika alapját képező véletlen mintában szereplő háztartások 39 százaléka nem vállalta az adatszolgáltatást (1998-as adat), ezen belül a jómódú háztartások sokkal nagyobb arányban zárkoznak el a felvételtől, mint az alacsony jövedelműek, idősek és nyugdíjasok, aminek következtében az előbbieket alul, utóbbiak felülreprezentáltak a mintában.

Az említett tényezők miatt a háztartásstatisztikában mintegy 15-20 százalékos hiány mutatkozik a makro-fogyasztási adatokhoz képest. Mintegy 10 százalékra becsülik a letagadásból és elfelejtésből fakadó hiányt. A letagadás különösen a szeszfogyasztás esetében kirívó, a valóságos fogyasztásnak mintegy negyede-harmada jelenik meg a háztartásstatisztikában, de vannak olyan nagyobb jövedelem-rugalmasságú tételek, mint például éttermi étkezés, külföldi üdülés, testápolási szolgáltatások, jármű és üzemanyag, ahol ez a hiány a 30-40 százalékot is eléri.

Az elmondottak miatt a háztartásstatisztikai adatokat az Árosztály átdolgozza, „hogy a fogyasztásról valóságos struktúrát mutassanak.” Egyfelől a valóságos jövedelemarányokhoz való közelítéssel, másfelől az elfelejtés és letagadás miatti hiánnyal korrigálják, kijavítják az érintett tételeket. A fogyasztás végösszegét megemelik a hiányzó összeggel, miközben az egyes fogyasztási tételek értékösszegeit jövedelem-rugalmasságuknak megfelelően változtatják.

A háztartásstatisztikai osztálytól származó vásárolt fogyasztásra vonatkozó kiadási súlyokon végzett korrekcióval kapcsolatban a következő aggályaim vannak:

A Háztartásstatisztikai Osztálytól kapott információim szerint, mivel a minta tökéletlen reprezentációjával ők is tisztában vannak, a reprezentációból fakadó, s az adatokban megjelenő torzítást, ún. kalibrálással kiigazítják. Ha ugyanez az árosztályon még egyszer megtörténik, kétszeres lesz a korrekció?

Az átdolgozás nyomán legnagyobb a különbség a kétféle súlyrendszerben a szeszes italok, dohányárak, a háztartási energia, valamint az élelmiszerek kiadáscsoportoknál, de nem jelentéktelen a különbség a tartós fogyasztási cikkekénél sem. A szeszes italok részarányát jelentősen megemelték, az élelmiszereket csökkentették. Itt azonban arról sem szabad elfelejtkeznünk, hogy a lakossági hazai fogyasztásban benne van az országban tartózkodó külföldiek vásárlása is. A tartósan Magyarországon élő külföldiek átlagosan több alkoholt vásárolnak, mint az átlagos magyar fogyasztó.

A kiadáscsoportok közül az energia tétel kiadási hányadát változtatták a legdrasztikusabban, a háztartásstatisztikai adatokhoz képest lefelé. Ez a lépés nem világos annak a koncepciónak a fényében, hogy a korrigálásokkal a valóságos fogyasztási struktúrához kívánnak közelíteni, hiszen a háztartásstatisztikai osztályon azt a hiányosságot már korrigálták, hogy a gazdagabb háztartások alulreprezentáltak a mintavételben. Az energia tétel ilyen mértékű lefelé való korrekciója nem a helyes fogyasztási szerkezet irányába vezet, hiszen a jobb módúak mennyiségileg úgy fogyasztanak több energiát, hogy ez kiadásaikban is nagyobb hányadot képvisel, mint a kevésbé jómódúak esetében. Mindezen túlmenően az energiafogyasztás kiadási részarányának drasztikus csökkentését azért is aggályos, mert éppen ennek a kiadáscsoportnak nőtt legjobban az ára. **Ha az energia súlya a fogyasztási kosárban valóságos súlyánál kisebb súllyal szerepel, akkor ez lefelé nyomja a hivatalos fogyasztói árindexet.** A konkrét metodika, hogy valójában mi is történik a háztartásstatisztikai adatokkal, nem vált ismertté.

Kiindulva abból, hogy a mintában szereplő fogyasztók racionálisan viselkednek, vagyis feltételezzük, hogy minden évben hasonlóan, szisztematikusan felejtik el és/vagy tagadják le vásárlásaikat, és feltételezve, hogy az árosztály is ennek megfelelően szisztematikusan változtatja meg a háztartásstatisztikai adatokat, akkor azt is fel kell tételeznünk, hogy a kiadási részarányok kétféle rendszerének évenkénti változása között szoros és pozitív irányú kapcsolatnak kell lennie. Az árosztály által módosított kiadási hányadok évenkénti változásainak követnie kellene a háztartásstatisztikából származó súlyadatok változását, ennek pedig ellentmond a változások között mért korreláció abszolút lazasága, ami különösen aggályos a reprezentánsok szintjéhez közelálló legalacsonyabb aggregációs szinteken. Ebből arra lehet következtetni, hogy a fogyasztói kosár által megjelenített kiadási szerkezet szinte semmilyen kapcsolatban sincs a háztartásstatisztikai felmérésekből származó kiadási struktúrával, amely ha nem is tökéletesen, de leképezi a magyar lakosság vásárolt fogyasztásának szerkezetét.

A fogyasztó árindex az 1991 és 2002 közötti időszakban több mint ötszörösére nőtt, évi átlagban 18 százalékkal. A legnagyobb áremelkedés az évtized első felében történt, de még 1997-ben is 17 százalékos volt az infláció. Az átlagos fogyasztói árindexhez képest az egyes kiadáscsoportok relatív árindexe nagyon eltérő mértékben változott. A tartós fogyasztási cikkek ára emelkedett legkevésbé, relatíve közel 50 százalékkal csökkent az általános fogyasztói árindex emelkedéséhez képest. Az élelmiszerek, szeszes italok, dohányárak, valamint a ruházatkódás 4-17 százalékponttal az átlag alatt nőtt, míg a legnagyobb mértékű árnövekedés, közel 50 százalékkal az átlag felett, a háztartási

energiánál következett be. Átlag feletti az egyéb cikkek, üzemanyagok, valamint a szolgáltatások árnövekedése is. Ha alacsonyabb aggregációs szintre megyünk, akkor néhány kirívó példát hozhatunk: a gyógyszerek ára 29-szeresére emelkedett, a tankönyveké, könyveké és a legtöbb kulturális szolgáltatásé 8-10-szeresére.

A nemzetközi kutatásoknak azt a feltételezését, hogy az átmeneti országokban, amelyek nagyon magas ütemű inflációt éltek meg, magasabb lenne a torzítás mértéke, a magyar adatok ezen az elemzési szinten nem támasztják alá.

A gyakorlati tapasztalat alapján nagy valószínűséggel állítható, hogy a fogyasztó a reprezentánsoknak megfelelő termék és szolgáltatás szinten helyettesít a relatív árakban bekövetkező változásokra, s a Laspeyres index éppen ezt a hatást küszöböli ki. Feltűnt, hogy az évente megjelenő „Fogyasztói árindexek” kiadványban szerepeltetett reprezentánsok száma az „Élelmiszerek és szeszesitalok, dohányárak” és a „Ruházat” tekintetében feltűnő aránytalanságot mutat. Az összkiadáson belül több mint 30 százalékot kitevő első csoportnak lényegében ugyanannyi reprezentánsa van, mint a 6-7 százalékot kitevő ruházatnak.

Kíváncsiságképpen kiszámítottuk az ároosztály által még nem korrigált, a háztartástatistikai osztálytól kapott kalibrált súlyokkal is a Paasche indexeket 1997 és 2000 között. Meglepetésünkre az így kapott eredmények csupán tizedes jegyben mérhető különbséget mutatnak a korrigált súlyokkal számított Laspeyres indexekhez képest. **Ebből arra a következtetésre juthatunk, hogy a fogyasztói árindex nagysága meghatározódik a reprezentánsok szintjén, amikor szakértői becsléssel megállapítják a reprezentánsok súlyát.**

Kiindulva abból a bizonyosságból, hogy minden olyan tényező, amely a fogyasztók magatartásában helyettesítési hatást vált ki, jelen van a magyar gazdaságban is, sőt ezek a folyamatok éppen az átmeneti időszakokra koncentrálódtak és gyorsultak fel, nagyobb eltérést vártunk a Laspeyres és a Paasche index között.

A Statisztikai Hivatal Fogyasztóiár-statisztikai osztály részéről természetesnek tartják, hogy a kétféle index nem tér el egymástól, azzal érvelve, hogy minden évben átdolgozzák a reprezentánsok súlyrendszerét. Ezzel kapcsolatban azt gondoljuk, hogy ha a két index között emiatt nincsen különbség, akkor az átdolgozás magát a Laspeyres típusú árindexet változtatja meg, s azt lefelé nyomja.

A Hivatal berkeiben a Boskin jelentést többen politikai indíttatású vizsgálatnak tekintik, mondván, hogy a Clinton adminisztráció alatt felduzzadt költségvetési deficit lefaragásához a Boskin jelentés jó támogatásnak bizonyulna. Azért nem tekintjük megalapozottnak ezeket a véleményeket, mert egyfelől a felkért szakértők a két politikai pártot egyformán képviselték, másfelől ha valóban politikai indíttatású lett volna a vizsgálat célja, akkor nem erjesztett volna a jelentés világszerte olyan nagyméretű kutatásokat a fogyasztói árindex-elmélet terén, amihez fogható a 20. század második felében egyetlen kutatási területen sem tapasztalhattunk. Túlzás lenne azt gondolni, hogy a világ statisztikusai csatasorba álltak azért, hogy az Egyesült Államoknak segítséget nyújtsanak költségvetési deficitje lefaragásához. Nem gondolhatjuk azt, hogy a fogyasztói árindex bármely országban olyan tökéletes a maga mivoltában, hogy ne lenne érdemes elgondolkozni, kísérletezni annak jobbá tételén. Ha az amerikai árindex valóban felfelé torzít, akkor ennek alapján véve a gazdaságra nézve vannak súlyos következményei.

Az a tény, hogy a kimutatott helyettesítési hatás Magyarországon elmarad a várakozástól, azt sugallja, hogy, egyfelől a fogyasztók helyettesítési törekvéseit más tényezők nagymértékben ellensúlyozhatták.

Ilyen tényezők lehetnek a következők:

A rendszerváltás előtt az ország gazdaságát hiány és nagyfokú kielégítetlen kereslet jellemezte. Az árak lényegesen alacsonyabbak voltak a piacsabályozó egyensúlyi árnál. A kilencvenes évtized elején végbemenő árliberalizációval párhuzamosan ment végbe a kínálat jelentős bővülése, a nyugati világból ismert modern, új termékek és szolgáltatások özönlöttek el a piacot, felszámolódott a hiány. A fogyasztók sok esetben annak ellenére növelték keresletüket, hogy az árak nőttek. Ilyen körülmények között előfordulhat, hogy a bázissúlyozású Laspeyres index alulbecsüli a megélhetési költségek növekedését.

A fogyasztói árindex képzésének metodikai eljárása, az EUROSTAT ajánlásainak követése kifogástalan. Kutatásunk számára egyetlen lépés képezte kifogás tárgyát, ahogyan a legalacsonyabb szinten, a reprezentánsok szintjén átdolgozzák a háztartásstatisztikai kiadási részarányokat. Belátva és elfogadva a kiadási részarányok korrekciója mellett felsorakoztatott érvek egy részét, a gyakorlati megvalósításban már nem látszanak tükröződni a leírt elvek.

Nagy valószínűséggel állítható, hogy a fogyasztói árindex kiszámításának meghatározó mozzanata a kutató számára nem teljesen látható és követhető fázisban, azon a szinten dől el, amikor a reprezentánsok besorolódnak egy magasabb szintű, a háromjegyű aggregáltságú csoportokba, s ezeknek a csoportoknak a kiadási súlyai szétszóródnak a reprezentánsok között. Ezzel a mozzanattal az általános fogyasztói árindex nagysága meghatározódott! Éppen ezért nem mindegy, hogy, mekkora súlyt osztunk szét a reprezentánsok között, magasabbat vagy alacsonyabbat, mint ami a valóságos fogyasztási szerkezetnek megfelel. Különösen az nem mindegy, hogy a reprezentánsok egyedi árindexe ebben a körben hogyan alakult. A reprezentánsok szintjén a reprezentánsok egyedi árindexe adott, de abba szubjektív döntések is belejátszanak, hogy például a legjobban dráguló „Háztartási energia” reprezentánsai mennyivel kapjanak kisebb súlyt a fogyasztói kosárban, mint amekkora a háztartásstatisztikai felmérésekben mért súlyuk. Ennek hatása a továbbiakban végiggyűrűződik a 3-jegyű és magasabb aggregációs szintekre számított egyedi árindexekben is. Hogy a „szakértői becslés” milyen és mekkora szubjektív elemet visz ezen a szinten a súlyarányok kialakításába, arra vonatkozóan semmilyen képet nem tudtunk alkotni.

Felhasznált irodalom

- Abraham, Katharine G.-Greelees, John S.-Moulton, Brent R. (1998). „Working to Improve the Consumer Price Index” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12. Number 1. 27-36.
- Adelman, Irma, 1958. “A New Approach to the Construction of Index Numbers.” *Review of Economics and Statistics*, 40, 240-249.
- Aizcorbe, Ana M., and Johnson, Patrick C., 1993. "The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91." *Monthly Labor Review*, 116, 25-33.
- Boskin, Michael J., Dulberger, Ellen R., Gordon, Robert J., Griliches, Zvi and Jorgenson, Dale. 1996. *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*. US Government Printing Office for the Committee on Finance, U.S. Senate, 104 th Congress, Second Session, Washington DC.
- Brada, Josef C, King, Arthur E., and Kutan, Ali M., 2000. “Inflation Bias and Productivity Shocks in Transition Economies: The Case of the Czech Republic,” *Economic Systems*, 24, 119-138.
- Brown, Deborah J. and Schrader, Lee F., 1990 “Cholesterol Information and Shell Egg Consumption,” *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 548-555.
- Congressional Budget Office, 1994. *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?* Congressional Budget Office, Washington, D.C..
- Diewert, W. Erwin, 1976. “Exact and Superlative Index Numbers.” *Journal of Econometrics*. 4, 115-145.,
- 1995. "Prepared Statement." In *Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate*. Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, 115-118, Washington, D.C.
 - 1996. “Comment on CPI Biases.” *Business-Economics*; 31, 30-35.
 - 1998. „Index Number Issues in the Consumer Price Index” *Journal of Economic Perspectives, Volume 12, Number 1*, 47-58.
- Drechsler László, 1962. *Az árváltozások mérése*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Duchene, G. and Gros, D., 1994. *Cases of Output Decline in Reforming Economies*, Center for European Policy Studies, Brussels.20
- Eichhorn, W. and Voeller, J., 1976. *Theory of the Price Index: Fisher’s Test Approach and Generalizations*. Springer Verlag, Berlin.
- Éltető, Ödön, 2001a: White Alan G.: Mérési torzítások a fogyasztói árindexben c. cikkének ismertetése, *Statisztikai Szemle*, 2001. Január
- 2001b: Greenlees, John: Fogyasztói árindexek: minőség- és választékváltozásnál alkalmazható módszerek c cikkének ismertetése. *Statisztikai Szemle*, 2001. február
- Ferenczi Barnabás-Valkovszky Sándor-Vincze János: „Mire jó a fogyasztói árstatisztika” *MNB Füzetek*, 2000/5
- Filer, Randall K., and Hanousek Jan, 2000. "Output Changes and Inflationary Bias in Transition," *Economic Systems*, 24, 285-294.
- Filer, Randall K., and Hanousek Jan, 2001. "Survey-Based Estimates of Biases in Consumer Price Indices During Transition: Evidence from Romania." *CERGE-EI Working Paper 178*, Prague.
- Fisher, Irving, 1927 *The Making of Index Numbers: A Study of Their Varieties, Tests, and Reliability*. Augustus M. Kelly, New York.
- Forsyth, F. G., and Fowler, R. F., 1981. "The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers." *Journal of the Royal Statistical Society*, ser. A, 144, 224–246.
- Frisch, Ragnar, 1936. "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers." *Econometrica* 4, 1–38.

- Gordon, Robert J., 1995. "Prepared Statement." In "Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate." Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, pp. 122-26, Washington, D.C.
- Griliches, Zvi, 1995. "Prepared Statement." In "Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate." Senate Hearing 104-69, U.S. Government Printing Office, pp. 129-32, Washington, D.C.
- Hanousek, Jan and Filer, Randall K., 2001. "Consumers' Opinion of Inflation Bias Due to Quality Improvements in Transition in the Czech Republic." *CERGE-EI Working Paper 184*, Prague.
- Hill, P. (1999). Inflation, the Cost of Living and the Domain of a Consumer Price Index. Paper presented at the Joint ECE/ILO Meeting on Consumer Price Indices, Geneva, 3-5 November.
- Hoch Róbert-Kovács Ilona-Ördög Miklós: Fogyasztás és jövedelem, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, 1982
- Jorgenson, Dale W., 1995. "Statement" In "Consumer Price Index: Hearings Before the Committee on Finance, United States Senate." Senate Hearing 104-69, Washington, D.C.:U.S. Government Printing Office, pp. 36-41, Washington, D.C.
- KSH, 1992, Fogyasztói árstatisztika, Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- KSH, 2000, A fogyasztóiár-statisztika módszere, Statisztikai módszertani füzetek 39. Sz. . Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Köves Pál, 1981, Indexelmélet és közgazdasági valóság. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Koen, Vincent and De Masi, Paula, 1997. "Prices in Transition: Ten Stylized Facts." IMF Working Paper No. 97/158, Washington, D.C.
- Manser, Marilyn, and McDonald, Richard, 1988. "An Analysis of the Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–1985." *Econometrica* 56, 909–930.
- Moulton, Brent R., 1996. "Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence?" *Journal of Economic Perspectives*. 10, 159-177.
- Muszély György: Ökonometriai modellek felhasználása a fogyasztás elemzésére és előrejelzésére. SZÁMKI, Budapest, 1980.
- Ördög Miklós: Árrugalmassági becslések a fogyasztás hosszú távú tervezéséhez, MTA Közgazdaságtudományi Intézet, 1973.
- Podpiera, Jiri, 2002, "Correcting Superlative Indices for Income Bias in Transition: The Case of the Czech Republic," mimeo, Prague: CERGE-EI
- Reinsdorf, Marshall B., 1988. "Formula Bias and Within Stratum Substitution Bias in the U.S. CPI." *Review of Economics and Statistics* 80, 175-187.
- Stigler, Gerge, ed., *The Price Statistics of the Federal Government. Report to the Office of Statistical Standards.*, Bureau of the Budget. New York: National Bureau of Economic Research, 1961.
- Szakolczai György-Hulyák Katalin-Losonczy Istvánné-Muszély György: Klasszikus fogyasztáselemzési modellek felhasználása a fogyasztói árpolitika megalapozására, Közgazdasági Szemle, 1979. 1.sz.
- Triplett, Jack E., 2001 "Should the Cost-of-living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?" *Economic Journal*, 111, 311-334.
- Wynne, Mark A., and Sigalla, Fiona D., 1994. "The Consumer Price Index." *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, 1-22.